

RYSZARD STEFAŃSKI

WPŁYW KURSU WALUTOWEGO NA DYNAMIKĘ POLSKIEJ WYMIANY TOWAROWEJ Z GŁÓWNYMI PARTNERAMI HANDLOWYMI

Kurs walutowy jest jednym z najważniejszych czynników determinujących dynamikę i strukturę obrotów handlowych. Ponadto do istotnych zmiennych wpływających na eksport i import można zaliczyć koniunkturę krajową i zagraniczną oraz instrumenty polityki handlowej. Zależność między kursem walutowym a obrotami handlowymi jest obustronna. Z jednej strony kurs walutowy wpływa na kształtowanie się importu i eksportu danego kraju, a z drugiej zmiany salda i struktury bilansu handlowego oddziałują na kurs walutowy. W niniejszym opracowaniu skoncentrowano się na analizie wpływu kursu walutowego na obroty handlowe.

Celem artykułu jest empiryczna weryfikacja koncepcji teoretycznych wyjaśniających wpływ kursu walutowego na obroty handlowe na przykładzie Polski oraz jej głównych partnerów handlowych.

Zakres przestrzenny obejmuje następujące kraje: Niemcy, Wielka Brytania, Rosja, Czechy i Stany Zjednoczone. Wybór tych państw został podyktowany ich rolą w polskich obrotach handlowych oraz systemem kursu walutowego. Niemcy są największym partnerem handlowym naszego kraju. Ich udział w polskim eksporcie i imporcie wynosi obecnie około 30%. Niemcy zostały wybrane jako jedyny kraj ze strefy euro. Uwzględnienie kolejnych partnerów handlowych posługujących się tą samą walutą nie wniosłoby niczego nowego do analizy empirycznej. Wielka Brytania jest krajem należącym do Unii Europejskiej, z którym Polska ma najsilniejsze powiązania handlowe spoza strefy euro. Czechy i Rosja także należą do najważniejszych partnerów handlowych naszego kraju. Wybór Stanów Zjednoczonych został podyktowany w mniejszym stopniu ich udziałem w polskim eksporcie i imporcie,

a przede wszystkim rolą dolara amerykańskiego w światowych obrotach handlowych.

Zakres czasowy obejmuje lata 1994–2004. Wybór tego okresu został podyktowany dostępnością danych empirycznych dla wszystkich analizowanych krajów. Wykorzystane dane pochodzą głównie ze źródeł OECD. W przypadku Rosji zostały one uzupełnione o dane pochodzące z Międzynarodowego Funduszu Walutowego. Kwartalne wartości polskiego PKB dla 1994 roku uzyskano z pracy A. Welfego i R. Kelma¹. Autorzy ci przeliczyli dane roczne publikowane przez GUS na okresy kwartalne według proponowanej przez siebie metody. Oficjalne dane kwartalne, publikowane przez GUS w Warszawie i dostępne w bazie danych OECD rozpoczynają się od 1995 roku.

TEORETYCZNE KONCEPCJE WPŁYWU KURSU WALUTOWEGO NA DYNAMIKĘ EKSPORTU I IMPORTU

Kurs walutowy jest to cena jednostki pieniężnej innego kraju wyrażona w walucie krajowej². W celu oszacowania wpływu kursu walutowego na wielkość i strukturę obrotów handlowych konieczne jest rozróżnienie kursu nominalnego i realnego. Kurs nominalny nie uwzględnia skutków zmian cen w poszczególnych krajach. Kurs realny jest skorygowany o stopy inflacji na badanych rynkach³. Realny kurs walutowy złotego w stosunku do euro stanowi liczbę typowych koszyków konsumpcyjnych w Polsce potrzebnych do nabycia typowego koszyka konsumpcyjnego w krajach Europejskiej Unii Walutowej (równanie 1.). Oznacza się go zatem następująco⁴:

$$(1) \quad q_{Z\$/E} = \frac{E_{Z\$/E} P_{UE}}{P_{PL}},$$

gdzie:

$q_{Z\$/E}$ – realny kurs wymienny złotego w stosunku do euro,

$E_{Z\$/E}$ – złoty do euro (nominalnie),

P_{UE} – poziom cen w krajach Europejskiej Unii Walutowej,

P_{PL} – poziom cen w Polsce.

¹ A. Welfe, R. Kelm, *Szacunek produktu krajowego brutto dla okresów kwartalnych*, Wiadomości Statystyczne 1995, nr 10, s. 4.

² P. A. Samuelson, W. D. Nordhaus, *Ekonomia*, t. II, PWN, Warszawa 1996, s. 468.

³ J. Misala, *Współczesne teorie wymiany międzynarodowej i zagranicznej polityki ekonomicznej*, Wyd. SGH, Warszawa 2001, s. 300.

⁴ P. A. Krugman, M. Obstfeld, *Międzynarodowe stosunki gospodarcze*, t. II, PWN, Warszawa 1997, s. 118.

Wzrost realnego kursu wymiennego złotego w stosunku do euro definiuje się jako realną deprecjację złotego w stosunku do euro. Wskazuje ona na relatywny spadek kosztów utrzymania w Polsce. Zmniejszenie realnego kursu wymiennego złotego w stosunku do euro oznacza realną aprecjację złotego. Informuje on zatem o względnym wzroście kosztów utrzymania w Polsce w porównaniu z krajami Europejskiej Unii Walutowej.

Aktywna polityka kursu walutowego może być prowadzona zarówno w systemie kursu stałego, jak i płynnego kierowanego. W pierwszym przypadku może ona polegać na przeprowadzanej co pewien czas nominalnej dewaluacji lub rewaluacji pieniądza krajowego lub systematycznej, stopniowej zmianie kursu parytetowego. Nawet w sytuacji, gdy nie występuje zmiana kursu centralnego lub obowiązuje kurs sztywny, może dochodzić do zmian realnego kursu walutowego. Dzieje się tak, gdy występują różnice w poziomie inflacji bądź deflacji pomiędzy poszczególnymi krajami, których waluty są porównywane. W krajach o ustabilizowanej gospodarce, w których panuje system czystego kursu płynnego obserwuje się wpływ koniunktury gospodarczej na poziom kursu realnego. W fazie wysokiej dynamiki wzrostu występuje tendencja do realnej aprecjacji pieniądza krajowego. Jest to spowodowane wzrostem inflacji w kraju oraz wzrostem poziomu stóp procentowych, który przyczynia się do napływu kapitału. W fazie spadkowej typowym zjawiskiem jest realna deprecjacja⁵.

W systemie kursu płynnego kierowanego aktywna polityka kursowa może przyczyniać się do nominalnej bądź realnej deprecjacji lub aprecjacji pieniądza krajowego.

Zmiany poziomu realnego kursu walutowego, niezależnie od determinujących je czynników, wywierają znaczący wpływ na strukturę i dynamikę obrotów handlowych. Przyjmuje się, że wartość eksportu i importu zależy w większym stopniu od poziomu kursu realnego niż nominalnego⁶. Ekonomiczne skutki zmian kursu walutowego najbardziej przejrzyste można przedstawić na przykładzie dewaluacji lub rewaluacji. Efekty deprecjacji lub aprecjacji są jednakże zbliżone.

Dewaluację lub deprecjację pieniądza krajowego można zastosować w celu poprawy bilansu handlowego, w sytuacji występowania deficytu handlowego. Działania takie mogą być także podejmowane w fazie niepomyślnej koniunktury w celu ożywienia gospodarki. Pozytywny wpływ tego rodzaju posunięć ujawnia się jedynie w krótkim okresie. W długim okresie zmiany kursu walutowego nie wpływają na dynamikę i strukturę obrotów handlowych. Wnioski

⁵ B. Chadha, E. Prasad, *Real Exchange Rate Fluctuations and the Business Cycle: Evidence from Japan*, IMF Staff Papers 1997, No. 3, s. 333.

take można sformułować na podstawie najpopularniejszych modeli kursu walutowego stworzonych zarówno przez szkołę neoklasyczną, jak i neokeynesowską. Dotyczy to takich modeli jak: monetarny, elastycznościowy, wyspecjalizowanej produkcji krajowej oraz model z wyodrębnionymi dobrami niehandlowymi⁷. Wszystkie wyżej wymienione modele kursu walutowego wskazują jednakże na możliwość wpływu na eksport i import w krótkim okresie⁸. Przy założeniu, że poziom cen krajowych i zagranicznych nie zmienia się, po dewaluacji rośnie zagraniczny popyt na produkty kraju, który zdevaluował swoją walutę. Jest to spowodowane spadkiem cen tych towarów na zagranicznych rynkach zbytu. Jednocześnie spada popyt na import na rynku krajowym, wskutek wzrostu cen zagranicznych towarów. W przypadku braku zmiany cen krajowych i zagranicznych nominalna dewaluacja jest równa realnej zmianie kursu. Efektem tego jest ilościowy spadek importu i wzrost eksportu. W sytuacji, gdy wartość obrotów handlowych jest określana w walucie obcej, oznacza to wartościowy spadek importu oraz trudną do jednoznacznego określenia zmianę eksportu. Zależy ona od tego, czy dominuje efekt ilościowy czy cenowy. Eksport wyrażony w walucie obcej wzrośnie wtedy, gdy wpływ wzrostu ilości eksportowanych towarów przewyższa skutki spadku ich ceny⁹. W przeciwnym przypadku wartość eksportu ulegnie spadkowi. Zmiana eksportu zależy od elastyczności cenowej zagranicznego popytu na krajowe towary.

Dewaluacja przyczynia się jednakże do wzrostu przeciętnego poziomu cen wewnętrznych. Rosnące koszty produkcji krajowej zmniejszają opłacalność eksportu i zwiększają popyt na import. Przyczyniają się one także do realnej aprecjacji pieniądza krajowego, o ile nie przeprowadza się kolejnych dewaluacji. Dewaluację można przeprowadzić także w przypadku wyczerpywania się rezerw walutowych. Przyniesie ona jednak zamierzone skutki jedynie w przypadku poprawy bilansu handlowego. W sytuacji, gdy inflacyjny wzrost cen wewnętrznych niweluje skutki wzrostu kursu walutowego konieczne stają się kolejne dewaluacje. Negatywnym skutkiem takiej polityki jest destabilizacja rynku pieniężno-kredytowego.

Rewaluacja oddziałuje na gospodarkę odwrotnie do dewaluacji. Powoduje ona ilościowy wzrost importu oraz spadek eksportu. W sytuacji, gdy obroty

⁶ C. Hermann, *Realer Wechselkurs und gesamtwirtschaftliche Entwicklung in Deutschland*, Wirtschaftsdienst 1996, No. 9, s. 473.

⁷ K. Marczewski, *Zmiany kursu walutowego a ceny i reakcje przedsiębiorstw w handlu zagranicznym*, IKiCHZ, Warszawa 2002, s. 35–36.

⁸ Ibidem, s. 35.

⁹ *Międzynarodowe stosunki gospodarcze*, A. Budnikowski, E. Kawecka-Wyrzykowska (red.), PWE, Warszawa 1998, s. 192–197.

handlowe są określane w walucie obcej, oznacza to wzrost wartości importu oraz trudne do jednoznacznej oceny zmiany wartości eksportu. Rewaluację można zastosować w celu zmniejszenia nadwyżki w bilansie handlowym oraz w fazie pomyślnej koniunktury dla schłodzenia gospodarki.

Kolejnymi czynnikami wywierającymi istotny wpływ na kształtowanie się importu i eksportu danego kraju jest wewnętrzna i zewnętrzna koniunktura gospodarcza. Cykl koniunkturalny oddziałuje na handel zagraniczny zarówno pośrednio, jak i bezpośrednio. Efekt pośredni przejawia się we wpływie zmian popytu krajowego na kształtowanie się kosztów i cen krajowych, które z kolei oddziałują na strukturę i wielkość obrotów z zagranicą. W fazie wysokiej dynamiki wzrostu występuje przyrost popytu globalnego, który prowadzi do nasilenia się presji inflacyjnej w gospodarce. Wzrost przeciętnego poziomu cen w okresie pomyślnej koniunktury przyczynia się do ograniczenia zagranicznego popytu na krajowe produkty¹⁰. Powoduje to spadek wolumenu i wartości eksportu. Wzrost inflacji w kraju oznacza, że zagraniczne towary stają się relatywnie tańsze, dzięki czemu rośnie na nie popyt. Zjawisko to prowadzi do ilościowego i wartościowego przyrostu importu. W fazie spadkowej cyklu koniunkturalnego względny spadek popytu wywołuje obniżenie inflacji. Krajowe towary stają się dzięki temu relatywnie tańsze dla zagranicznych odbiorców. Zjawisko to powoduje przyrost popytu zewnętrznego i przyczynia się do zwiększenia eksportu. Obniżenie dynamiki wzrostu przeciętnego poziomu cen prowadzi do substytucji towarów zagranicznych produkcją krajową i w efekcie do zmniejszenia importu.

Efekt bezpośredni związany jest z wpływem cyklu koniunkturalnego na wielkość podaży eksportowej w kraju i za granicą. W fazie wzrostowej rośnie popyt krajowy, co przy ograniczonych zdolnościach produkcyjnych stanowi barierę dla zwiększenia wielkości podaży eksportowej i wolumenu eksportu. Większa chłonność rynku wewnętrznego przyczynia się także do zmniejszenia zainteresowania eksportem wśród krajowych przedsiębiorstw. Może to także doprowadzić do zastępowania produkcji przeznaczonej na eksport wytwarzaniem dóbr na rynek krajowy. W fazie niepomyślnej koniunktury gospodarczej mechanizm ten wywiera wpływ w przeciwnym kierunku. Spadek popytu krajowego wymusza wzrost podaży eksportowej. Rośnie wtedy aktywność przedsiębiorstw w poszukiwaniu zagranicznych rynków zbytu. Działania te przyczyniają się do wzrostu poziomu eksportu.

Te same mechanizmy, co w kraju, działają także na rynkach głównych partnerów handlowych. W fazie pomyślnej koniunktury na rynkach zagra-

¹⁰ Przy założeniu, że wszystkie pozostałe czynniki, w tym kurs walutowy nie zmieniają się.

nicznych rośnie na nich przeciętny poziom cen i spada podaż eksportowa. Prowadzi to do spadku eksportu w tych państwach, stanowiącego import analizowanego kraju. Jednocześnie występuje tam tendencja do wzrostu importu. W okresie niskiej dynamiki wzrostu na rynkach zewnętrznych ma miejsce spadek inflacji oraz przyrost podaży eksportowej. Przyczynia się to do zwiększenia międzynarodowej konkurencyjności tych krajów oraz wzrostu poziomu ich eksportu, stanowiącego import partnerów handlowych. Pogorszenie koniunktury prowadzi do wypychania towarów z rynku wewnętrznego, sprzyjając wzrostowi importu w państwach, z którymi prowadzona jest wymiana handlowa. Ograniczeniu ulega natomiast możliwość eksportu na te rynki ze względu na efekt odpychania przyczyniający się do spadku ich importu.

Na wielkość importu i eksportu analizowanego kraju wpływa zarówno koniunktura wewnętrzna, jak i na rynkach głównych partnerów i konkurentów handlowych. Na eksport danego kraju działają siły wypychania i tłumienia, uzależnione od koniunktury krajowej oraz siły przyciągania i odpychania, kształtowane przez koniunkturę na rynkach głównych importerów. W przypadku importu sytuacja jest odwrotna. W danym kraju działają siły przyciągania i odpychania, a na rynkach najważniejszych eksporterów siły wypychania i tłumienia¹¹.

Efekty te przyczyniają się do pogarszania salda bilansu handlowego w fazie pomyślnej koniunktury i do jego poprawy w okresie recesji. Oznacza to, że zmiany eksportu netto poprzez zwrotny wpływ na poziom PKB łagodzą wahania koniunkturalne¹². Obroty handlu zagranicznego są zatem automatycznym stabilizatorem dla gospodarki wewnętrznej. Siły przyciągania i odpychania wywierają zazwyczaj silniejszy wpływ na obroty handlowe danego kraju niż wypychania i tłumienia. Na eksport danego kraju wpływa przede wszystkim koniunktura w krajach będących głównymi partnerami handlowymi. Kształtowanie importu jest z kolei w większym stopniu uzależnione od koniunktury wewnętrznej danego kraju niż zewnętrznej.

Wahania obrotów handlowych różnią się amplitudą od fluktuacji produktu krajowego brutto. W fazie wzrostowej cyklu koniunkturalnego import rośnie szybciej, a eksport wolniej od produktu krajowego brutto¹³. W fazie spadkowej dynamika wzrostu eksportu jest większa, a importu mniejsza niż produktu krajowego brutto.

¹¹ M. Rekowski, *Model kształtowania się dynamiki eksportu rozwiniętych krajów kapitalistycznych w cyklu koniunkturalnym*, Wyd. AE w Poznaniu, Poznań 1981, s. 7.

¹² R. E. Caves, J. A. Frankel, R. W. Jones, *Handel i finanse międzynarodowe*, PWE, Warszawa 1998, s. 424.

¹³ M. Lubiński, *Analiza koniunktury i badanie rynków*, Wyd. Elipsa, Warszawa 2002, s. 201.

Wpływ polityki handlowej na dynamikę i strukturę obrotów handlowych kraju nie został uwzględniony w niniejszym opracowaniu. Wynika to z braku dostępnych danych ilościowych, charakteryzujących wykorzystanie tych instrumentów w przekroju kwartalnym. Podobnie nie uwzględniono innych czynników, które także mogą determinować wartość polskiego eksportu i importu z poszczególnych krajów.

METODOLOGIA BADAŃ

W celu oszacowania wpływu kursu walutowego na bilateralne obroty handlowe wykorzystano realny kurs walutowy złotego w stosunku do walut analizowanych krajów. W przypadku Niemiec kurs marki przeliczono na euro w latach 1994–1998 według parytetu 0,5113. Jako indeks cen w poszczególnych krajach przyjęto CPI. Ponadto uwzględniono inne czynniki, które mogą oddziaływać na kształtowanie się obrotów handlowych. Należą do nich koniunktura krajowa oraz zagraniczna. Jako wskaźnik sytuacji gospodarczej analizowanych krajów przyjęto produkt krajowy brutto.

Badania empiryczne oparto na analizie korelacji i regresji oraz teście przyczynowości Grangera. W pierwszym etapie wszystkie wykorzystywane szeregi czasowe oczyszczono z sezonowości oraz usunięto z nich wahania przypadkowe poprzez zastosowanie modelu Census 2/X-11. Dzięki jego wykorzystaniu uzyskano krzywą Hendersona. Tak przygotowane szeregi czasowe danych empirycznych zawierają tendencję rozwojową, czyli trend oraz wahania koniunkturalne. Cykl koniunkturalny wyznaczono jako odchylenia od trendu. Postać trendu wyznaczono poprzez zastosowanie filtru Hodricka–Prescotta. Metoda ta jest często wykorzystywana w celu oszacowania trendu nieliniowego. Daje ona dobre odwzorowanie tendencji rozwojowej. Filtr Hodricka–Prescotta jest stosunkowo prostą metodą. Trend uzyskany dzięki jej zastosowaniu powinien spełniać następujące kryteria:

- składnik trendu powinien być mniej więcej krzywą, którą studenci zajmujący się koniunkturą gospodarczą narysowaliby poprzez serię danych,
- trend danej zmiennej powinien być liniową transformacją tej serii danych i ta sama transformacja powinna być stosowana do wszystkich analizowanych szeregów,
- schemat przekształcenia powinien być dobrze zdefiniowany i łatwo reprodukowalny¹⁴.

¹⁴ F. E. Kydland, E. C. Prescott, *Business cycles: Real fact and a monetary myth*, Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review 1990, vol. 14, s. 3–18.

Metoda ta jest krytykowana za „mechaniczny” charakter, który umożliwia wyznaczenie trendu i wahań koniunkturalnych nawet w szeregach danych, w których one z pewnością nie występują¹⁵. Pomimo tego mankamentu jest to najczęściej wykorzystywany sposób wyodrębniania wahań cyklicznych¹⁶. Po wyznaczeniu postaci trendu dla wszystkich badanych zmiennych oszacowano szeregi odchyień od trendu posługując się metodą multiplikatywną. W ten sposób uzyskano obraz wahań poszczególnych zmiennych empirycznych. Pozwoliło to na eliminację czynnika zakłócającego zależności pomiędzy badanymi zmiennymi, tj. czasu¹⁷. Wszystkie szeregi danych stały się dzięki zastosowaniu tej procedury stacjonarne, przez co ograniczona została możliwość występowania pozornych korelacji pomiędzy badanymi zmiennymi. Analiza empiryczna oparta na szeregach odchyień od trendu umożliwia ocenę krótkookresowych zależności między badanymi zmiennymi. Jest to zgodne z teoretycznymi modelami kursu walutowego, które zakładają, że wpływa on na kształtowanie się eksportu i importu jedynie w krótkim okresie.

W celu wyodrębnienia czynników determinujących polskie obroty handlowe przeprowadzono analizę korelacji pomiędzy badanymi szeregami, uwzględniającą możliwość występowania pomiędzy nimi wyprzedzeń i opóźnień. W badaniach empirycznych przyjęto, że maksymalny okres wyprzedzenia pomiędzy zmianami realnego kursu walutowego oraz koniunktury krajowej i zagranicznej a obrotami handlowymi może wynosić 6 kwartałów. Przyjęcie dłuższego okresu możliwych wyprzedzeń lub opóźnień groziłoby uzyskaniem przypadkowych wyników oraz doprowadziłoby do zbyt skrócenia szeregu danych. Współczynnik korelacji informuje o występowaniu współzmienności bądź jej braku w przypadku analizowanych szeregów. Istnienie współzmienności może, choć nie musi świadczyć o występowaniu związku przyczynowo-skutkowego między analizowanymi zmiennymi. Współczynnik korelacji nie przesądza o istnieniu takiej zależności. Analiza korelacji pozwoliła wyodrębnić szeregi danych o statystycznie istotnej współzmienności.

W celu określenia potencjalnych związków przyczynowo-skutkowych zastosowano test przyczynowości Grangera. Pozwala on na poszukiwanie szeregów danych empirycznych wpływających na badane zmienne. Jest to przyczynowość jedynie w sensie Grangera. Metoda ta zakłada wpływ zmiennej X na zmienną Y wtedy, gdy prognozy kształtowania się zmiennej Y wykorzystujące

¹⁵ A. Jaeger, *Mechanical Detrending by Hodrick – Prescott Filtering: A Note*, Empirical Economics 1994, vol. 19, s. 499.

¹⁶ Ibidem, s. 493.

¹⁷ M. Sobczyk, *Statystyka*, PWN, Warszawa 2001, s. 278.

wartości zmiennej X są lepsze niż w przypadku, gdy wartości zmiennej X nie są brane pod uwagę przy prognozowaniu zmiennej Y ¹⁸. Wyniki testu przyczynowości Grangera informują także, jaki jest maksymalny okres wyprzedzenia jednego szeregu w stosunku do drugiego, przy którym może występować związek przyczynowo-skutkowy. W sytuacji, gdy obydwa szeregi są równoczesne, to znaczy nie występuje wyprzedzenie jednego szeregu w stosunku do drugiego, metoda ta nie pozwala na ustalenie związku przyczynowo-skutkowego. Test Grangera nie daje także odpowiedzi na pytanie o siłę i kierunek wpływu jednej zmiennej na drugą. W analizie empirycznej przyjęto, że test Grangera spełniają szeregi o prawdopodobieństwie odrzucenia hipotezy o występowaniu związku przyczynowo-skutkowego mniejszym od 5%.

W celu oszacowania siły i kierunku oddziaływania wytypowanych czynników na kształtowanie się bilateralnych obrotów handlowych Polski z: Czechami, Niemcami, Rosją, Stanami Zjednoczonymi oraz Wielką Brytanią wykorzystano analizę regresji wielorakiej. Szeregi wahań czynników determinujących wahania eksportu i importu wyznaczone na podstawie analizy korelacji lub testu przyczynowości Grangera zostały wykorzystane jako dane wejściowe do modelu regresji krokowej. Ponadto w przypadku bilateralnych obrotów handlowych Polski z: Czechami, Niemcami, Rosją i Wielką Brytanią uwzględniono wahania realnego kursu złotego w stosunku do dolara. Jest to spowodowane tym, że transakcje handlowe rozliczane w różnych walutach zostały ostatecznie przeliczone na dolary. Zmiana kursu złotego lub korony, euro, rubla czy funta w stosunku do dolara także może wywierać istotny wpływ na kształtowanie się obrotów handlowych wyrażonych w walucie amerykańskiej. Regresja krokowa jest to najpowszechniej stosowana metoda doboru zmiennych objaśniających¹⁹. Na każdym etapie obliczeń dokonuje się rewizji oceny istotności każdej zmiennej. Minimalizuje to ryzyko pozostawienia poza modelem ważnej zmiennej lub utrzymania w nim zmiennej nieważnej²⁰. Uwzględniono w niej wszystkie wyodrębnione czynniki z wyznaczonymi okresami wyprzedzenia. W kolejnych etapach analizy wyeliminowano zmienne nieistotne ze statystycznego punktu widzenia. W ten sposób uzyskano równania regresji dla szeregów odchyłeń polskiego eksportu i importu w kontaktach z wybranymi krajami.

¹⁸ C. W. J. Granger, *Investigating Casual Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods*, *Econometrica* 1969, vol. 37, s. 424–438.

¹⁹ A. D. Aczel, *Statystyka w zarządzaniu*, PWN, Warszawa 2000, s. 608.

²⁰ *Ibidem*, s. 609.

WYNIKI ANALIZY EMPIRYCZNEJ

Analiza korelacji pozwoliła wyodrębnić szeregi mogące wpływać na kształtowanie się bilateralnych obrotów handlowych Polski z głównymi partnerami handlowymi (tabela 1). Jej wyniki wskazują, że realny kurs walutowy może potencjalnie wpływać na kształtowanie się polskiego eksportu do następujących państw: Niemiec, Rosji i Stanów Zjednoczonych. Okres wyprzedzenia wynosi od 1 do 4 kwartałów. W przypadku polskiego importu analiza korelacji pozwoliła na wyodrębnienie następujących krajów, w których realny kurs walutowy może determinować dynamikę obrotów handlowych: Rosja, Stany Zjednoczone i Wielka Brytania. Okres wyprzedzenia zmian realnego kursu walutowego w stosunku do eksportu i importu wynosi od 3 do 6 kwartałów.

Tabela 1. Korelacja szeregów wahań polskich obrotów handlowych oraz czynników je determinujących

ZMIENNA	OKRES WYPRZEDZENIA W KWARTAŁACH	WSPÓŁCZYNNIK KORELACJI
1	2	3
Eksport do Czech		
PKB w Czechach	0	0,72
Import z Czech		
PKB w Czechach	0	0,65
PKB w Polsce	0	0,41
Eksport do Niemiec		
Kurs euro	4	0,39
PKB w Niemczech	5	-0,33
PKB w Polsce	6	-0,35
Import z Niemiec		
PKB w Niemczech	4	-0,65
PKB w Polsce	0	0,46
Eksport do Rosji		
Kurs rubla	1	0,92
PKB w Rosji	6	0,65
Import z Rosji		
Kurs rubla	6	-0,64
PKB w Rosji	3	0,59
PKB w Polsce	1	0,33

Cd. Tabeli 1.

1	2	3
Eksport do Stanów Zjednoczonych		
Kurs dolara	1	0,41
Import ze Stanów Zjednoczonych		
Kurs dolara	3	-0,48
PKB w Polsce	1	0,32
Import z Wielkiej Brytanii		
PKB w Wielkiej Brytanii	3	-0,62
Kurs funta	5	-0,35

Źródło: obliczenia własne na podstawie: OECD, *Statistical Compendium*, DSI Internet Data Shop, International Financial Statistics, IMF, Washington.

Liczne szeregi danych zostały także wyodrębnione przy wykorzystaniu testu przyczynowości Grangera (tabela 2). Realny kurs walutowy może być uznany za przyczynę wahań polskiego eksportu do: Niemiec, Rosji i Wielkiej Brytanii. Maksymalny okres wyprzedzenia wynosi od 3 do 6 kwartałów. Polski import może być determinowany przez

Tabela 2. Czynniki wpływające na bilateralne obroty Polski z wybranymi partnerami handlowymi spełniające test przyczynowości Grangera

ZMIENNA	MAKSYMALNY OKRES WYPRZEDZENIA W KWARTAŁACH
1	2
Eksport do Czech	
Kurs korony	5
PKB w Polsce	6
Import z Czech	
Kurs korony	1
Eksport do Niemiec	
Kurs euro	6
Import z Niemiec	
Kurs euro	2
Eksport do Rosji	
Kurs rubla	6
PKB w Rosji	3

Cd. Tabeli 2.

1	2
Import z Rosji	
PKB w Rosji	6
Kurs rubla	5
Eksport do Stanów Zjednoczonych	
PKB w Stanach Zjednoczonych	4
PKB w Polsce	1
Import ze Stanów Zjednoczonych	
Kurs dolara	1
PKB w Stanach Zjednoczonych	6
Eksport do Wielkiej Brytanii	
PKB w Polsce	6
PKB w Wielkiej Brytanii	3
Kurs funta	3
Import z Wielkiej Brytanii	
PKB w Polsce	6
PKB w Wielkiej Brytanii	5
Kurs funta	5

Źródło: jak w tab. 1.

zmiany realnego kursu walutowego we wszystkich analizowanych krajach, tj. Czechach, Niemczech, Rosji, Stanach Zjednoczonych i Wielkiej Brytanii. Maksymalny okres wyprzedzenia wynosi od 1 do 6 kwartałów.

Wyodrębnione szeregi odchyłeń od trendu, które potencjalnie mogą wpływać na kształtowanie się polskiego eksportu do: Czech, Niemiec, Rosji, Stanów Zjednoczonych i Wielkiej Brytanii zostały wykorzystane do oszacowania równań regresji. Uzyskano cztery modele regresji spełniające przyjęte kryteria. Trzy spośród nich wyjaśniające eksport do: Wielkiej Brytanii, Rosji oraz Niemiec są dobrze dopasowane do danych rzeczywistych. Współczynnik determinacji (R^2) skorygowany o liczbę stopni swobody przyjmuje wartości od 0,82 do 0,84. Oznacza to, że zmienne uwzględnione w modelach odpowiadają w ponad 80% za kształtowanie się polskiego eksportu do tych krajów. Czynniki znajdujące się poza równaniami regresji wyjaśniają kształtowanie się polskiego eksportu do tych krajów w kilkunastu procentach. Model charakteryzujący kształtowanie się polskiego eksportu do Czech jest znacznie gorzej dopasowany. Skorygowany współczynnik determinacji (R^2) wynosi w tym przypadku 0,52. W odniesieniu do eksportu do Stanów Zjednoczonych nie

udało się wyznaczyć modelu regresji, który byłby odpowiednio dopasowany do rzeczywistości. Uzyskiwane współczynniki determinacji nie przekraczały wartości 0,3.

W przypadku wszystkich uzyskanych modeli eksportowych zaobserwowano identyczny wpływ realnego kursu walutowego na bilateralne obroty handlowe. Wzrost realnego kursu walutowego przyczynia się do wzrostu wartości polskiego eksportu do tych krajów i odwrotnie. Oznacza to, że efekt ilościowy związany ze zmianą kursu walutowego przewyższa efekt cenowy. Eksport reaguje na zmianę realnego kursu walutowego w tym samym okresie w przypadku Czech oraz Wielkiej Brytanii, z opóźnieniem jednego okresu w przypadku Rosji oraz z opóźnieniem czterech okresów w przypadku Niemiec. Zmiany dynamiki eksportu i importu są zazwyczaj mniej niż proporcjonalne w stosunku do wahań wartości walut głównych partnerów handlowych. Wzrost kursu walutowego o 1% powoduje wzrost polskiego eksportu do Wielkiej Brytanii o 0,55%, do Niemiec o 0,65%, do Czech o 0,74%. Jedynie w przypadku eksportu do Rosji wpływ ten jest ponadproporcjonalny. Wzrost kursu walutowego o 1% powoduje zwiększenie obrotów towarowych o 1,67%.

Wzrost realnego kursu dolara w stosunku do złotego przyczynia się do spadku wartości eksportu wyrażonego w dolarach i odwrotnie. Potwierdza się to zarówno w przypadku Wielkiej Brytanii, jak i Niemiec.

Zmienną, która istotnie wpływa na kształtowanie się polskiego eksportu do wyodrębnionych krajów jest także koniunktura zagraniczna. Zmiany produktu krajowego brutto powodują ponadproporcjonalne zmiany polskiego eksportu do Czech, Wielkiej Brytanii oraz Niemiec. Poprawa zagranicznej koniunktury zwiększa polski eksport na rynek czeski i brytyjski. Jest to zgodne z modelem sił wypychania i tłumienia. Zaskakujący jest natomiast wpływ koniunktury niemieckiej na polski eksport do tego kraju. Wzrostowi PKB w Niemczech towarzyszy z opóźnieniem 4 kwartałów spadek polskiego eksportu i odwrotnie.

Koniunktura wewnętrzna wpływa także na kształtowanie się eksportu do Wielkiej Brytanii oraz do Niemiec. Poprawa koniunktury wewnętrznej, zgodnie z modelem sił przyciągania i odpychania wpływa na spadek eksportu na te rynki i odwrotnie. Spadek polskiego PKB przyczynia się do wzrostu eksportu na rynki brytyjski (opóźnienie 4 kwartały) oraz niemiecki (opóźnienie 2 kwartały).

Wyznaczone równania regresji polskiego eksportu do Czech, Niemiec, Rosji oraz Wielkiej Brytanii wraz ze skorygowanym współczynnikiem determinacji przedstawiono poniżej (równania 2–5).

$$(2) \quad y_t = -303,42 + 3,299 * x_{1,t-2} + 0,741 * x_2,$$

gdzie:

y – wahania polskiego eksportu do Czech,

x_1 – PKB w Czechach,

x_2 – realny kurs korony.

Skorygowany $R^2 = 0,52$.

$$(3) \quad y_t = 972,76 - 1,391 * x_{1_t} + 0,655 * x_{2,t-4} - 5,993 * x_{3,t-4} - 1,492 * x_{4,t-2}$$

gdzie:

y – wahania polskiego eksportu do Niemiec,

x_1 – realny kurs dolara,

x_2 – realny kurs euro,

x_3 – PKB w Niemczech,

x_4 – PKB w Polsce.

Skorygowany $R^2 = 0,83$.

$$(4) \quad y_t = -68,15 + 1,671 * x_{1,t-1}$$

gdzie:

y – wahania polskiego eksportu do Rosji,

x_1 – realny kurs rubla.

Skorygowany $R^2 = 0,84$.

$$(5) \quad y_t = -931,83 - 2,265 * x_{1_t} + 13,269 * x_{2_t} + 0,550 * x_{3_t} - 1,247 * x_{4,t-4}$$

gdzie:

y – wahania polskiego eksportu do Wielkiej Brytanii,

x_1 – realny kurs dolara,

x_2 – PKB w Wielkiej Brytanii,

x_3 – realny kurs funta,

x_4 – PKB w Polsce.

Skorygowany $R^2 = 0,82$.

Wyodrębnione szeregi odchyleń od trendu, które potencjalnie mogły wpływać na kształtowanie się polskiego importu z: Czech, Niemiec, Rosji, Stanów Zjednoczonych i Wielkiej Brytanii zostały wykorzystane do oszacowania

wania równań regresji. Wyodrębniono pięć modeli regresji spełniających przyjęte kryteria. Modele te były słabiej dopasowane niż modele eksportowe. Najlepszym dopasowaniem charakteryzowało się równanie regresji importu z Wielkiej Brytanii. Skorygowany współczynnik determinacji wynosił w tym przypadku 0,79 oraz importu z Rosji (0,77). Modele regresji wyjaśniające kształtowanie się polskiego importu z Czech i Niemiec były dopasowane nieco gorzej. Skorygowany współczynnik determinacji wynosił w tym przypadku odpowiednio 0,64 oraz 0,66. Najsłabszym dopasowaniem charakteryzował się model wyjaśniający kształtowanie się polskiego importu ze Stanów Zjednoczonych. Skorygowany współczynnik determinacji (R^2) wynosił w tym przypadku 0,42. Oznacza to, że model uwzględnia jedynie zmienne odpowiadające w 42% za kształtowanie się polskiego importu ze Stanów Zjednoczonych. Zmienne odpowiadające za pozostałą wartość importu nie zostały uwzględnione w równaniu regresji.

W przypadku czterech modeli wzrost realnego kursu walutowego prowadzi do spadku polskiego importu i odwrotnie. Jest to zgodne z oczekiwaniami sformułowanymi w oparciu na teoretycznych modelach kursu walutowego. Reakcja polskiego importu na zmianę realnego kursu walutowego występuje bez opóźnienia w przypadku importu z Niemiec i Wielkiej Brytanii. Dla importu ze Stanów Zjednoczonych opóźnienie wynosi 3 kwartały, a w przypadku przywozu z Rosji 4 kwartały. W modelu wyjaśniającym kształtowanie się polskiego importu z Czech realny kurs korony nie został uwzględniony. Oznacza to, że nie wpływa on istotnie na kształtowanie się badanej zmiennej.

Wahania realnego kursu walutowego powodują zazwyczaj mniej niż proporcjonalne fluktuacje importu z danego kraju. Wzrost realnego kursu walutowego o 1% przyczynia się do spadku wartości polskiego importu z Niemiec o 0,44%, z Rosji o 0,35%, z Wielkiej Brytanii o 0,7%. Jedynie w przypadku Stanów Zjednoczonych wzrost realnego kursu walutowego o 1% powoduje ponadproporcjonalny spadek importu (o 1,71%).

Wzrost realnego kursu dolara przyczynia się do spadku polskiego importu wyrażonego w dolarach. Dotyczy to następujących modeli: importu z Czech oraz z Wielkiej Brytanii. Jedynie w przypadku Rosji wzrost realnego kursu dolara przyczynia się do wzrostu wartości importu z tego kraju.

Czynnikiem, który silniej aniżeli kurs walutowy wpływa na kształtowanie się polskiego importu, jest koniunktura wewnętrzna. Wszystkie modele importowe uwzględniają kształtowanie się PKB w Polsce. W każdym z nich wzrost PKB w naszym kraju przyczynia się do wzrostu importu. Jest to zgodne z oczekiwaniami sformułowanymi na gruncie teoretycznym w modelu sił przyciągania i odpychania. Wzrost polskiego produktu krajowego brutto przyczynia się do ponadproporcjonalnego wzrostu wartości importu i odwrot-

nie. Zwiększenie dynamiki wzrostu PKB w Polsce o 1% powoduje przyrost wartości importu od 3,5% z Wielkiej Brytanii do 5,3% z Czech.

W mniejszym stopniu polski import jest uzależniony od koniunktury zagranicznej. Wzrost PKB w Niemczech i Wielkiej Brytanii przyczynia się do spadku polskiego importu z tych krajów. Jest to efekt zgodny z teoretycznym modelem sił wypychania i tłumienia. Jedynie w przypadku Rosji poprawie tamtejszej koniunktury towarzyszy z opóźnieniem 4 kwartałów wzrost polskiego importu.

Wyznaczone modele regresji importu z Czech, Niemiec, Rosji, Stanów Zjednoczonych oraz Wielkiej Brytanii wraz ze skorygowanym współczynnikiem determinacji przedstawiono poniżej (równania 6–10).

$$(6) \quad y_t = -300,91 + 5,312 * x_{1_t} - 1,298 * x_{2_t}$$

gdzie:

y – wahania polskiego importu z Czech,

x_1 – PKB w Polsce,

x_2 – realny kurs dolara.

Skorygowany $R^2 = 0,64$.

$$(7) \quad y_t = 382,70 + 5,180 * x_{1_t} - 7,569 * x_{2_t} - 0,440 * x_{3_t}$$

gdzie:

y – wahania polskiego importu z Niemiec,

x_1 – PKB w Polsce,

x_2 – PKB w Niemczech,

x_3 – realny kurs euro.

Skorygowany $R^2 = 0,66$.

$$(8) \quad y_t = -469,27 + 0,753 * x_{1_{t-4}} + 1,582 * x_{2_t} - 0,352 * x_{3_{t-4}} + 3,696 * x_{4_{t-1}}$$

y – wahania polskiego importu z Rosji,

x_1 – PKB w Rosji

x_2 – realny kurs dolara,

x_3 – realny kurs rubla,

x_4 – PKB w Polsce.

Skorygowany $R^2 = 0,77$.

$$(9) \quad y_t = -197,79 - 1,714 * x_{1_{t-3}} + 4,699 * x_{2_{t-2}}$$

gdzie:

y – wahania polskiego importu ze Stanów Zjednoczonych,

x_1 – realny kurs dolara,

x_2 – PKB w Polsce.

Skorygowany $R^2 = 0,42$.

$$(10) y_t = 1728,70 - 18,285 * x_{1,t-4} - 0,804 * x_2 + 3,494 * x_3 - 0,696 * x_4,$$

y – wahania polskiego importu z Wielkiej Brytanii,

x_1 – PKB w Wielkiej Brytanii,

x_2 – realny kurs dolara,

x_3 – PKB w Polsce,

x_4 – realny kurs funta.

Skorygowany $R^2 = 0,79$.

ZAKOŃCZENIE

Analiza empiryczna wykazała, że kurs walutowy stanowi istotny czynnik wpływający na bilateralne obroty handlowe Polski z głównymi partnerami handlowymi. W przypadku eksportu wzrost realnego kursu walutowego przyczynia się do wzrostu wartości polskiego eksportu wyrażonej w dolarach i odwrotnie. Oznacza to, że efekt ilościowy jest silniejszy od cenowego w przypadku zmiany realnej wartości złotego.

W przypadku importu wzrost realnego kursu walutowego powoduje spadek wartości polskiego importu wyrażonego w dolarach i odwrotnie. Jest to zgodne z oczekiwaniami formułowanymi na postawie teoretycznych modeli kursu walutowego.

Obroty handlowe reagują na zmianę realnego kursu walutowego w tym samym kwartale lub z opóźnieniem sięgającym maksymalnie do 4 kwartałów.

Badania empiryczne potwierdziły także istotny wpływ koniunktury krajowej i zagranicznej na bilateralne obroty handlowe. Dotyczy to zwłaszcza oddziaływania polskiego PKB na import.

THE INFLUENCE OF FOREIGN EXCHANGE RATE ON THE DYNAMICS OF THE POLISH GOODS EXCHANGE WITH MAIN COMMERCIAL PARTNERS

SUMMARY

The aim of this paper is to verify by research the theoretical concepts which explain how the rate of exchange influences the trade turnover. The research is based on Poland and its main trade partners.

The theoretical analysis of how the rate of exchange influences the trade turnover was based on the two models of the rate of exchange – monetary and elasticity. The effect of the internal and external business cycle on the export and import were also taken into the consideration.

The study concentrates on bilateral turnover between Poland and the Czech Republic, Germany, Russia, USA and Great Britain in the years 1994–2004.

Henderson and Hodrick-Prescott filters, the correlation analysis, the regression analysis and Granger causality test were used as the methods of research.

The empirical analysis confirms the real rate of exchange is the substantial factor which influences bilateral trade turnover of Poland with its main trade partners. In the case of export the increase of the real rate of exchange is the cause for the Polish export growth measured in dollars and reverse. It means that the quantity effect is stronger than the price effect. In the case of import the increase of the real rate of exchange causes the decrease of the value of the Polish import measured in dollars and reverse. The trade turnover reacts to the change of the real rate of exchange in the same quarter or with a delay of maximum 4 quarters. The changes of the real rate of exchange of the main trade partners usually cause less than proportional changes of the Polish export and import. The research also confirms the business cycle in this country and abroad substantial influence on bilateral trade turnover.